

# **Intégration économique – Cointégration économétrique :**

## **un hiatus méthodologique**

Véronique Meuriot\*

**Résumé :** De plus en plus d'articles proposent de tester l'intégration économique des marchés par les tests de cointégration et le modèle à correction d'erreur qui en découle. Ce raisonnement qui associe théorie économique et mesure économétrique est cependant empreint d'incohérences conceptuelles. Une mise en perspective historique entre les deux concepts nous enseigne que ce lien, s'il existe, ne peut qu'être partiel. Les analyses économétriques mobilisées relèvent du domaine de la modélisation dynamique non structurelle, domaine fécond mais bien souvent perçu comme abscons. Le hiatus théorique que nous soulevons dans cet article nous amène cependant à nous interroger sur le sens des notions économique et économétrique mises en relation.

À partir d'une relecture des concepts développés par Granger (1969, 1981), nous démontrons que la cointégration ne peut révéler qu'un cas particulier d'intégration. Nous nous appuyons sur les réflexions de Barret (1986, 2001), Fackler et Goodwin (2001), Lence et Falk (2005), Fackler et Tastan (2008). Ce détour historique nous invite à proposer d'autres pistes d'investigation pour tester économétriquement l'intégration économique de marchés.

**Mots-clé :** Intégration de marchés – Cointégration – Modélisation dynamique – Histoire de la modélisation non structurelle

---

\* Centre de coopération internationale en recherche agronomique pour le développement (Cirad), Département Environnements et Sociétés, UPR 88 Arena - TA C-88/15 - 34398 MONTPELLIER cedex 5 - FRANCE

## Introduction

Lorsqu'en 1981 Granger exposait le concept de cointégration, il ne se doutait certainement pas du retentissement que cette idée aurait. Alors que la genèse est d'ordre strictement mathématique, nous assistons depuis le milieu des années Quatre-vingt Dix à une floraison d'articles scientifiques qui présentent des exercices de cointégration appliqués s'efforçant de mettre en relation les notions d'intégration économique des marchés et les tests économétriques de cointégration, si bien que ces tests sont devenus usuels pour valider l'intégration de marchés. Devant ce constat, nous nous sommes interrogés sur les limites du rapprochement « intégration économique / cointégration économétrique », en regard des multiples mises en garde de Granger et Newbold (1974) puis de Granger (1983, 1986) envers les « spurious regressions ». Il semble, en effet, que la mesure de l'intégration de marchés opérée par les tests de cointégration risque d'osciller entre une sur-évaluation du degré d'intégration (lorsque les séries de prix ont un mouvement proches) et non intégration (lorsque les mêmes séries ont un faible degré d'influence entre elles). La réalité économique nous enseigne cependant que la plupart des cas se situent à l'intérieur de ces deux bornes.

Malgré les nombreuses recommandations de Granger, il semble que les travaux de cointégration appliqués présentent trop souvent des séries de tendances indépendantes et non pas communes. Comme il le précise :

*« Un exemple connu est le problème des régressions fallacieuses. Newbold et moi-même avons observé dans une simulation publiée en 1974, que si deux séries intégrées indépendantes étaient utilisées dans une régression, l'une choisie comme « variable dépendante » et l'autre comme « variable explicative », le logiciel standard de régression « trouvera » très souvent une relation alors qu'en réalité il n'y en a pas ; C'est-à-dire que les méthodes statistiques standard trouveraient une « régression fallacieuse »<sup>1</sup>.*

L'ordinateur calcule les coordonnées des vecteurs de cointégration quelle que soit la nature des séries proposées. Nulle part dans la procédure il n'est fait mention d'une vérification de la forme de la chronique résiduelle – variable cointégrante –. La plupart des « utilisateurs » procèdent ensuite à l'estimation du modèle à correction d'erreur correspondant (VECM). Ce modèle a l'avantage de proposer une décomposition du phénomène étudié entre une dynamique de court terme et un équilibre de long terme. L'inconvénient, cependant, de ce type de manipulations ludiques à partir des logiciels d'économétrie est de dévoyer l'objet, l'utilisateur croyant tester en l'occurrence l'existence d'une relation d'intégration économique. Or, ces instruments économétriques n'ont pas été conçus pour cela. L'explication donnée par Granger laisse entrevoir ce genre de dérive : l'extrapolation « abusive » du concept de cointégration. Mais pourquoi et comment est-on parvenu à assimiler intégration économique et cointégration économétrique ? Lence et Falk<sup>2</sup> ont écrit au sujet de cette pratique :

*« À notre connaissance, les prémisses telles que des prix cointégrés sont indispensables à l'intégration des marchés n'ont jamais été remises en cause ou scrupuleusement étudiées. [...] En conséquence, nous défendrons l'idée qu'en l'absence d'un modèle suffisamment bien spécifié, les résultats du test de cointégration n'apportent aucune information sur l'efficiencia de marché pas plus que sur l'intégration de marché ».*

En France, Guerrien (1992) avait déjà soulevé les écueils de telles manipulations, entre théorie sans mesure et mesure sans théorie. Il soulignait les risques de perversions de la

---

<sup>1</sup> Idem.

<sup>2</sup> Lence, S. et Falk, B., 2005, p. 874.

théorie comme de la pratique. Il semblerait que, vingt-cinq ans plus tard, la mesure économétrique de l'intégration économique soit tombée dans ce travers.

Afin d'éclairer la controverse, nous proposons en premier lieu une relecture des travaux de Granger sur la cointégration et la représentation à correction d'erreur. Nous confrontons ensuite le concept d'intégration économique au concept de cointégration. Dans une troisième section, nous discutons de la pertinence des outils économétriques pour mesurer l'intégration économique, et la nécessaire rationalisation du concept de cointégration dans un cadre plus général de causalité. Nous élaborons, enfin, une piste d'investigation plus appropriée à la problématique en question.

## 1. Une relecture des travaux de Granger, ou une théorie de la mesure

Dans l'article de 1987, «*Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing*», Granger et Engle reprennent les travaux pionniers de Granger (1981, 1983) sur la cointégration. L'idée centrale du concept de cointégration est qu'une combinaison linéaire de deux séries temporelles intégrées d'ordre  $d$  peut, sous certaines conditions, être intégrée d'un ordre inférieur.

Nous nous situons ici dans le cadre d'une relation de cointégration bivariable. Si nous nous reportons aux travaux de Yule (1927) :

$$Y_t \approx I(d), \text{ alors } \Delta^d Y_t \approx I(0)$$

est l'écriture d'un processus intégré d'ordre  $d$  stationnarisé<sup>3</sup>, et si  $Z_t = (1 - B)^d Y_t$  est stationnaire d'ordre 2, alors  $Z_t$  est dit intégré d'ordre 0 :  $Z_t \approx I(0)$ . Granger et Engle énoncent une définition similaire :

« Une série sans composante déterministe qui a une représentation ARMA stationnaire et inversible après avoir été différenciée  $d$  fois, est dite intégrée d'ordre  $d$ , notée  $x_t \approx I(d)$  ».<sup>4</sup>

Ainsi, la cointégration peut être formalisée par :

$$\text{Soit } Y_t \approx I(d) \text{ et } X_t \approx I(d), \text{ alors } \exists Z_t = Y_t - \alpha' X_t / Z_t \approx I(d - b) \text{ avec } (d - b) < d$$

où les processus de départ sont intégrés du même ordre.

Si nous prenons le cas particulier où les séries sont intégrées d'ordre 1, alors la relation de cointégration devient<sup>5</sup> :

$$\text{Soit } Y_t \approx I(1) \text{ et } X_t \approx I(1), \text{ alors } \exists Z_t = Y_t - \alpha' X_t / Z_t \approx I(0)$$

Granger (1981) nomme cette nouvelle variable,  $Z_t$ , « erreur d'équilibre ». Elle représente l'équilibre de long terme du système  $(Y_t, X_t)$ , et s'annule lorsque ce système est sur sa trajectoire d'équilibre (ou « cible ») et prend des valeurs différentes de 0 dès que le système

<sup>3</sup> Une série est dite intégrée d'ordre 1 si elle est stationnaire (intégrée d'ordre 0) en opérant la soustraction :  $Y_t - Y_{t-1}$  soit  $\Delta Y_t$

<sup>4</sup> Granger, C.W.J. et Engle, R.F., 1987, p. 252.

ARMA signifie « *Autoregressive – Moving Average* » et définit la structure des séries temporelles depuis les travaux de Wold (1954). On décompose une chronique en un processus autorégressif dans sa partie déterministe, et un processus moyenne mobile dans sa partie stochastique.

<sup>5</sup> Nous nous basons strictement sur les développements de Granger & Engle (1987).

évolue en dehors de cette trajectoire. La cointégration, telle que conceptualisée par Granger, sous-tend l'idée que :

- l'erreur d'équilibre ne peut que rarement s'éloigner de la valeur 0 si  $Z_t$  est de moyenne nulle,
- $Z_t$  coupera souvent cette ligne 0 (la cible).

Lorsque Granger et Engle énoncent les propriétés des variables cointégrées et leurs représentations, ils utilisent la représentation de Wold dans le cas multivarié<sup>6</sup> :

$$(1 - B)X_t = C(B)\varepsilon_t, \text{ où } \varepsilon_t \text{ est un bruit blanc}$$

puis reprennent l'écriture de la variable de cointégration :  $Z_t = \alpha' X_t$  en spécifiant qu'il s'agit d'une série temporelle purement stationnaire, non déterministe, de dimension  $r$  qui a une représentation moyenne mobile inversible. En multipliant  $\alpha$  fois cette représentation moyenne mobile, il vient :

$$(1 - b)Z_t = (\alpha' C(1) + (1 - B)\alpha' C(B))\varepsilon_t \text{ qui peut aussi s'écrire :}$$

$(1 - B)Z_t = \alpha'(1 - B)x_t = \alpha' C(B)\varepsilon_t$ , sachant que  $\varepsilon_t$  est un bruit blanc. Alors, la série  $Z_t$  est stationnaire si  $\alpha' C(1) = 0$ .

La connexion des auteurs avec la représentation à correction d'erreur s'effectue par l'insertion de la relation de long terme (la relation de cointégration) dans l'écriture dynamique<sup>7</sup> :

*Un vecteur de séries temporelles  $x_t$  a une représentation à correction d'erreur s'il peut se mettre sous la forme :*

$$A(B)(1 - B)x_t = -\gamma z_{t-1} + u_t$$

où  $u_t$  est un bruit blanc, avec  $A(0) = I$ ,  $A(1)$  a tous ces éléments finis,  $z_t = \alpha' x_t$ , et  $\gamma \neq 0$ .

Nous reprenons ici les écritures de Lardic et Mignon (2002, p.214) dans le cas multivarié :

$$\Delta X_t = \gamma_1 z_{t-1} + \sum_i \beta_i \Delta X_{t-i} + \sum_j \delta_j \Delta Y_{t-j} + d_1(L)\varepsilon_{X_t}$$

$$\Delta Y_t = \gamma_2 z_{t-1} + \sum_i \beta'_i \Delta X_{t-i} + \sum_j \delta'_j \Delta Y_{t-j} + d_2(L)\varepsilon_{Y_t}$$

$$\text{Avec } \gamma_i < 0 \text{ pour } i = 1, 2 \text{ et } |\gamma_1| + |\gamma_2| \neq 0$$

L'avantage du modèle à correction d'erreur est de décomposer :

- les variations de court terme :  $\Delta X_t, \Delta Y_t$
- les forces de rappel à l'équilibre :  $\gamma_i$
- l'équilibre de long terme (relation de cointégration) :  $z_{t-1}$

Toute la dynamique du processus est exploitée.

Ainsi, le concept de cointégration identifie des relations évolutives (quasi) similaires entre deux ou plusieurs variables. La relation de cointégration capte cette relation de long terme en (quasi) équilibre autour duquel le système évolue. Cette relation peut alors être assimilée à une relation d'équilibre de long terme, à une cible vers laquelle le système revient dès qu'il

<sup>6</sup> Granger, C.W.J. et Engle, R.F., 1987, p. 255.

<sup>7</sup> *Idem*, p. 254.

s'en écarte. La dynamique de long terme est stable, tandis que la dynamique de court terme est une « force de rappel » qui joue dans le sens d'un retour à l'équilibre<sup>8</sup>.

## 2. Intégration économique et cointégration économétrique : quelles relations ?

De nombreux travaux scientifiques proposent de mesurer l'intégration économique par une étude économétrique de cointégration. Cette pratique peut sembler pour le moins singulière. Dans l'ouvrage « À quoi sert l'histoire des sciences », Morange<sup>9</sup> s'interroge sur le processus de découverte et distingue entre « cause efficiente » qui est en relation directe avec le phénomène et « causes contextuelles » qui constituent son environnement. Comprendre cette dérive nous a donc conduit à plusieurs réflexions, et notamment à un détour par l'histoire des concepts économiques en présence (les causes contextuelles).

Tout d'abord, qu'appelle-t-on « intégration » dans la théorie économique ? Si on se réfère aux travaux fondateurs de l'école classique anglaise, Adam Smith (1723-1790) et David Ricardo (1772-1823), l'intégration économique se définit comme :

- un intérêt mutuel à l'échange : on adaptera alors en conséquence les droits de douane et autres taxes,
- une spécialisation économiquement efficiente pour chaque pays qui prend part à l'échange.

### 2.1 - Le rôle du coût de transaction dans le concept d'intégration économique (la cause efficiente)

Le cœur de l'analyse d'intégration économique de marchés est le coût de transaction. Comme l'explique Barret<sup>10</sup> :

« [...] une version généralisée de la condition d'équilibre de ESTJ est

$$p^0 \begin{cases} \leq p^1 + \tau^{10} \text{ if } q^{10} = 0 \\ = p^1 + \tau^{10} \text{ if } q^{10} \in (0, \bar{q}^{-10}) \\ \geq p^1 + \tau^{10} \text{ if } q^{10} = \bar{q}^{-10} \end{cases}$$

où  $p^0$  et  $p^1$  sont les prix sur deux marchés, 0 et 1, respectivement,  $\tau^{10}$  est le coût de transaction du bien du marché 1 vers le marché 0,  $q^{10}$  est le flux physique d'échange du marché 1 vers le marché 0, et  $\bar{q}^{-10}$  est un volume d'échange maximal autorisé entre les deux marchés (par exemple, en raison d'une quote-part). Il est à noter que le commerce n'est ni nécessaire ni suffisant pour atteindre l'équilibre dans le sens d'ESTJ. »

<sup>8</sup> Au début des années quatre-vingt dix, Granger s'intéressera avec Hallman à la notion d'attracteur en centrant leurs travaux sur cette force de rappel : « Long memory series with attractors », *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 53, 1991, p. 11-26.

<sup>9</sup> Morange, M., 2008, p. 49-50.

<sup>10</sup> Barret, C.B., 2001, p. 21.

L'arbitrage se fait autour du coût de transaction. Cette variable agit comme une « variable tampon » entre le prix domestique et le prix d'importation. Dans de nombreux articles, elle est assimilée à une étendue – une bande – à l'intérieur de laquelle évolue le prix de transaction : la différence entre le prix domestique et le prix d'importation ne doit jamais excéder la valeur du coût de transaction<sup>11</sup>, sinon l'intérêt à l'échange disparaît. Effectivement, ce mécanisme ressemble à ce que décrit une relation de cointégration, à savoir une variable combinaison linéaire de deux autres variables qui évolue dans un espace circonscrit. De façon analogue, nous pouvons représenter une relation d'intégration économique :

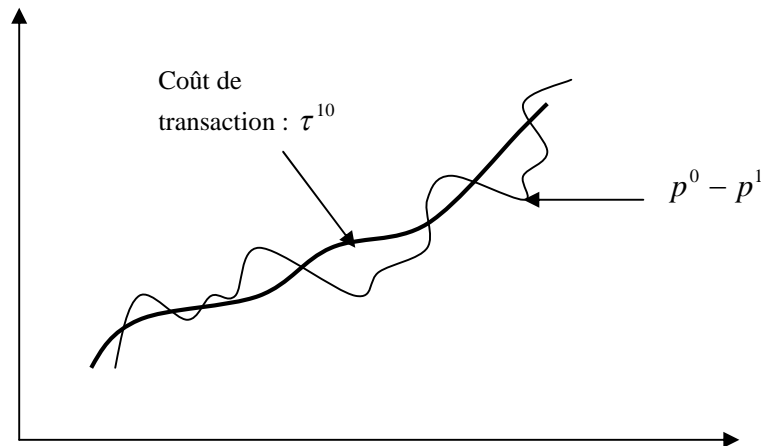


Figure 1 : l'intégration économique

Cependant, le coût de transaction est une étendue dont les bornes fixent l'espace d'évolution de l'échange : la différence de prix ( $p^0 - p^1$ ).

## 2.2 - L'analogie coût de transaction / relation de cointégration ?

On peut effectivement concevoir une analogie entre les deux concepts : *coût de transaction* et *cointégration*. Les représentations graphiques se ressemblent<sup>12</sup> : un phénomène évolue conditionnellement autour d'une variable. Mais la similitude s'arrête là. En effet, assimiler l'expression d'une variable de cointégration à une variable tampon va à l'encontre du concept même de cointégration :

- La variable de cointégration est une résultante d'un processus dont les composantes évoluent individuellement mais de façon convergente. C'est bien ce qu'exprime la variable cointégrante  $Z_t$  dans l'équation :  $Z_t = Y_t - \beta' X_t$ ,
- La variable du coût de transaction contraint exogènement un processus. Il n'y a pas *a priori* de convergence à attendre puisque dans l'absolu, si la différence ( $p^0 - p^1$ ) excède  $\tau^{10}$  il n'y a pas d'échange. Par conséquent, rien ne nous dispose à penser que la différence de prix ( $p^0 - p^1$ ) doit être stationnaire, ni même que les séries de prix  $p^0$  et  $p^1$  sont non stationnaires. Pourtant, ce sont bien là les deux règles incontournables de l'existence d'une relation de cointégration. Ainsi, les séries de prix peuvent parfaitement être stationnaires si le prix de l'échange est stable dans le temps quand bien même les volumes échangés varieraient fortement : la hausse actuelle du prix de l'énergie en est un exemple patent. Dans ce cas, l'échange global

<sup>11</sup> Ce concept est connu dans la littérature comme « les conditions d'arbitrage spatial ».

<sup>12</sup> Une représentation graphique de la relation de cointégration est présentée dans Meuriot (2008a, p.54).

n'est pas stable même si une relation de cointégration pourrait être envisagée en termes monétaires. Quant à tester la stationnarité d'une variable de cointégration entre variables elles-mêmes stationnaires<sup>13</sup>... encore faudrait-il être capable de vérifier un ordre d'intégration négatif, puisque le principe de la variable de cointégration est de réduire l'ordre d'intégration des séries d'origine. Tout au plus, pourrions-nous éventuellement vérifier que l'on a *artificiellement* généré un processus autorégressif supérieur à 1 dans la variable de cointégration. Mais, là encore, il faudrait être en mesure d'identifier la structure de la variable de cointégration *ex ante*, ce qui est impossible. Par conséquent, tester l'existence d'une relation de cointégration sur variables stationnaires est extrêmement risqué ; nous flirtons là avec les fameuses « spurious regressions » exposées dans l'article de Granger et Newbold (1974). Dans leur article de 2005, Lence et Falk présentent des exemples illustrant ce genre de confusion.

### 3. L'intégration économique à l'épreuve de la modélisation économétrique, ou *une mesure de la théorie*

La vérification d'une relation de cointégration n'a que très peu à voir avec l'intégration économique, sauf dans quelques cas très particuliers comme nous le verrons par la suite. Barrett (1996) souligne l'utilisation abusive des modèles à correction d'erreur que les économistes génèrent dans la foulée des estimations des relations de cointégration. Il y a effectivement un risque dans ce genre de pratique : les économistes cherchent, bien souvent, à atteindre un modèle à correction d'erreur parce qu'il décompose le phénomène entre les dynamiques de court terme et de long terme. Rappelons cependant que ces modèles existent depuis bien longtemps : Phillips (1957), Sargan (1964). L'avancée de Granger (1983) puis Granger et Engle (1987) a porté sur l'expression du concept de cointégration et notamment sur la liaison entre cointégration et modèle à correction d'erreur. Ainsi, le théorème de représentation indique, entre autres choses, que les données générées par un modèle à correction d'erreur sont *de facto* cointégrées<sup>14</sup>. Cette règle devrait être suffisante pour dissuader l'utilisation abusive de la cointégration dans la recherche d'intégration économique : le modèle à correction d'erreur génère des données cointégrées. Or, si les séries ne le sont pas, le modèle produira l'estimation d'une relation dynamique biaisée, qui ne correspond pas au phénomène étudié. C'est là une erreur non négligeable, d'autant que les économistes utilisent ensuite ces résultats pour émettre des recommandations de politique économique. Nous rejoignons sur ce point les commentaires de Barrett (1996).

Dans un récent article, Davies (2006) s'intéresse notamment à la cointégration « avec changement de régime » pour affiner la vérification de l'intégration économique. Cette méthode inspirée des travaux d'Hamilton<sup>15</sup> (1990), développée par Gabriel-Sola-Psaradakis (2002), ne nous paraît pas en cohérence avec le concept même de cointégration. Si nous respectons l'intuition de Granger<sup>16</sup> dans le développement du concept de cointégration, alors il s'agit d'une relation « stable » de long terme. Or, décomposer une série non stationnaire par périodes stationnaires induit plusieurs questions :

<sup>13</sup> La combinaison linéaire de variables stationnaires est *a fortiori* stationnaire. C'est d'ailleurs la violation *exceptionnelle* de cette règle, qui existe pour tous les ordres d'intégration, qui a conduit Granger au concept de cointégration.

<sup>14</sup> Nous nous concentrons délibérément sur la deuxième partie du théorème : le corollaire.

<sup>15</sup> Hamilton (1990) développe le *Markov switching estimator* pour décomposer la variable de cointégration en différentes sous-périodes stationnaires.

<sup>16</sup> Comme nous le rappelons dans la note 2, la cointégration émane d'une « discussion de couloir » entre Granger et Hendry, et par la suite d'un exercice avant tout mathématique.

- L'exercice est toujours réalisable : plus on observe un phénomène sur une période courte, plus on parvient à « lisser » les rythmes de la série. Dans le cas d'une recherche de cointégration, alors les marchés (résumés dans la variable de cointégration) apparaîtront « plus que probablement » cointégrés par sous-périodes.
- Décomposer une série en sous-périodes de sorte à modifier sa structure de long terme, n'est plus une analyse dans le long terme. Il y a là quelque chose de contradictoire avec le concept d'origine : on rompt la structure de long terme de la chronique. L'idée de Granger était d'analyser dans le long terme une évolution similaire entre plusieurs chroniques.

Encore une fois, il semble que l'on « force » la méthodologie. On dévoie ici le concept même de cointégration.

Cependant, si nous respectons la théorie de l'intégration économique et celle de la cointégration, alors un dénominateur commun apparaît : le degré d'inférence causale.

### ***3.1 - De la causalité au modèle VAR : vers une potentielle rationalisation économétrique de l'intégration économique ?***

Si Barrett, en 1996 et 2001, dénonce le mauvais usage qui est fait de la cointégration pour se prononcer sur l'intégration économique, il ne s'interroge pas au-delà sur la relation de causalité qui lie les deux concepts<sup>17</sup>. Depuis les travaux de Sims<sup>18</sup> en 1972 et 1980, le rôle de la causalité en modélisation dynamique est devenu évident. Et si la cointégration n'existe que dans quelques cas particuliers d'intégration économique (un rapport de prix fixe entre les partenaires de l'échange), la causalité demeure la pierre angulaire de l'analyse. Lorsqu'en 1980, Sims développe les modèles Vectoriels Autorégressifs (VAR), il exploite les relations causales temporelles (instantanées et retardées) entre les variables. Dans un récent article, Meuriot revient sur la *place* de la modélisation VAR, inscrite dans le domaine de l'économétrie non structurelle :

« Ce que l'on définit par non structurel en économétrie est simplement un domaine d'investigation dans lequel les équations structurelles sont abandonnées ; on s'intéresse strictement aux interrelations et interactions entre les variables. Cette démarche est intéressante lorsqu'on recherche les causes de l'apparition d'un phénomène ou encore lorsqu'on veut identifier des dysfonctionnements systémiques. Plus généralement, le recours à l'économétrie non structurelle est intéressant lorsque la théorie n'est pas suffisamment avancée ou que le domaine de recherche est sous-tendu par un fort degré d'autonomie entre les variables, comme en politique économique. »<sup>19</sup>

Si donc l'intégration économique ne se réalise qu'exceptionnellement par une relation de cointégration, en revanche la causalité doit exister de façon certaine entre les lieux d'intégration. Il semble par conséquent opportun de construire un modèle VAR et de vérifier les liaisons causales entre les variables, leur sens<sup>20</sup>, leur temporalité. Cette analyse peut se substituer à la recherche dynamique de long terme / dynamique de court terme proposée par le modèle à correction d'erreur qui est *de facto* générateur de données cointégrées. À la lecture des coefficients du modèle, l'économiste sera à même d'évaluer la proximité entre les lieux de

<sup>17</sup> Il s'intéresse par la suite au modèle de Ravallion (1986), le décrivant comme le modèle « standard » pour tester l'intégration de marché.

<sup>18</sup> Rappelons qu'en 1972 Sims popularise le concept de causalité de Granger (1969), et qu'il publie pour la première fois en 1980 un article fondateur de la modélisation vectorielle autorégressive (VAR).

<sup>19</sup> Meuriot, V., 2008, p. 49.

<sup>20</sup> Nous utilisons le terme « sens » à la fois comme signification et comme direction. Il n'est pas rare d'obtenir des relations causales artificielles lors des tests, notamment lorsque nous flirtons avec les valeurs critiques de l'intervalle de confiance.



l'échange. Contrairement au modèle à correction d'erreur, nous n'obtenons pas deux coefficients « globaux », l'un pour la relation de court terme et l'autre pour la relation de long terme. Cependant, l'une des richesses du modèle VAR est de produire une matrice des coefficients dynamiques qui pourra ensuite se prêter à l'exploitation de la dynamique du modèle<sup>21</sup>.

### 3.2 - Du modèle VAR aux fonctions de réponse impulsionnelles : vers une « mesure » potentielle de l'intégration économique ?

La modélisation VAR *stricto sensu* a cependant été utilisée pour mesurer l'intégration économique. En nous appuyant sur le modèle élaboré par Ravallion en 1986, nous explorons vingt ans d'histoire à partir d'une analyse du travail comparatif de Fackler et Goodwin en 2001, puis plus récemment de Fackler et Tastan en 2008. En suivant l'évolution de la modélisation de l'intégration économique, nous parvenons à la conclusion que la modélisation de type VAR peut être féconde.

- *Le modèle de Ravallion (1986)* : Ravallion s'interroge sur les interrelations qui peuvent engendrer l'échange entre deux lieux. Nous sommes alors au tout début de la modélisation VAR de Sims, et l'extension par les fonctions de réponse impulsionnelles n'est pas encore établie. Cependant, l'intuition de Ravallion est d'introduire dans l'analyse des délais de transmission entre les variables (les prix sur les différents marchés). Après un détour par les modèles à retards échelonnés de Koyck (1954), il s'intéresse aux modèles VAR de Sims en les adaptant à la problématique de l'intégration économique. Ainsi, il utilise la structure vectorielle autorégressive de Sims pour mettre en relation les différents prix et il introduit dans le modèle une variable contemporaine, notée  $X_{it}$ , qui est un vecteur représentant d'autres influences sur les marchés locaux :

« Ainsi, le modèle statique de formation des prix entre  $N$  marchés, où le marché 1 est le marché central, peut être résumé par un modèle de la forme

$$(1) P_1 = f_1(P_2, P_3, \dots, P_N, X_1)$$

$$(2) P_i = f_i(P_1, X_i) \quad (i = 2, \dots, N)$$

où  $X_i (i = 1, \dots, N)$  est un vecteur représentant les autres influences sur le marché local. »<sup>22</sup>

Cependant, la variable  $X_{it}$  est réputée non observable<sup>23</sup> (ou seulement partiellement). Ravallion exprime certaines limites de ce modèle :

« Manifestement, cette approche a ses limites. Puisque les écarts des prix spatiaux deviennent plus agrégés, cela produit des difficultés déductives lorsqu'on s'intéresse à la localisation des liens de n'importe quel obstacle révélé lors de la commercialisation. En effet, s'il y a un grand nombre de liens entre marchés locaux, alors (selon que d'autres variables locales en dehors du

<sup>21</sup> Cf. par exemple Meuriot (2008).

<sup>22</sup> Ravallion, M., 1986, p. 104.

<sup>23</sup> Fackler & Goodwin (2001, p.1015) indiquent : « La plupart des tests d'intégration spatiale ne considèrent pas explicitement les coûts de transactions. Cette omission reflète le fait que l'observation directe des coûts de transactions est habituellement impossible ; les données sur des frais de transport sont en règle générale indisponibles. »

*prix sont pertinentes) il peut s'avérer impossible d'identifier aussi des liens indirects radiaux. »*<sup>24</sup>

Dans son articulation dynamique, le modèle prend la forme suivante<sup>25</sup> :

$$(3) P_{1t} = \sum_{j=1}^n a_{1j} P_{1,t-j} + \sum_{k=2}^N \sum_{j=0}^n b_{1j}^k P_{k,t-j} + X_{1,t} c_1 + e_{1,t}$$

$$(4) P_{it} = \sum_{j=1}^n a_{ij} P_{i,t-j} + \sum_{j=0}^n b_{i,j} P_{1,t-j} + X_{i,t} c_i + e_{i,t} \quad (i = 2, \dots, N)$$

L'équation (4) présente une écriture finale dynamique du modèle avec une description des interrelations potentielles. Cependant, Ravallion raisonne par rapport à un marché central autour duquel les autres marchés seront intégrés ou non, échangeront ou non. Cette posture lui permet de décliner des degrés d'intégration des marchés en jouant sur les variations des valeurs des coefficients  $a$ ,  $b$  et  $c$ .

Le modèle présenté par Ravallion est un « modèle à corrélation d'erreurs », à cheval entre les modèles vectoriels autorégressifs (VAR) et les modèles vectoriels à correction d'erreur (VECM).

- En 1997, Baulch dresse un inventaire des différentes méthodes utilisées pour tester l'intégration économique. Par simulation Monte-Carlo, il compare la puissance de chaque méthode et parvient à la conclusion que :
    - le modèle de Ravallion est performant pour révéler des marchés indépendants
    - tandis que la cointégration est plus performante dans le cas de marchés intégrés.
  - En 2001, Fackler et Goodwin brossent un historique des méthodes, depuis les modèles de régression simple avec analyse des corrélations jusqu'aux modèles utilisant la cointégration. La progression se fait sur l'intégration de la dimension dynamique. Leur conclusion est double :
    - Tout d'abord, ils pensent qu'il serait nécessaire d'introduire les anticipations rationnelles des agents dans les modèles :
 

*« Les modèles dynamiques d'intégration spatiale de marché reconnaissent le potentiel des retards significatifs dans les rapports des prix provoqués par des retards de livraison et des coûts d'ajustement. Ces modèles dynamiques ont, pour la plupart, omis de considérer le rôle des anticipations. »*<sup>26</sup>
- Cependant, le modèle se borne à exprimer le comportement des agents et omet la notion d'intégration de marché.
- Finalement, ils parviennent à la conclusion que le meilleur modèle pour parvenir à intégrer ces anticipations rationnelles est le modèle VAR :
 

*« En conclusion, il est à noter que les modèles d'anticipations rationnelle avec retards de livraison peuvent conduire aux modèles vectoriels autorégressifs conventionnels dans lesquels les prix retardés sont utilisés comme instruments pour identifier des anticipations de prix. »*<sup>27</sup>

<sup>24</sup> Ravallion, M., 1986, p. 104.

<sup>25</sup> *Idem.*

<sup>26</sup> Fackler, P.L. et Goodwin, B.K., 2001, p. 1013.

<sup>27</sup> *Idem.*, p. 1014.

- Très récemment, Fackler et Tastan<sup>28</sup> ont proposé un modèle utilisant l'inférence indirecte pour mesurer les paramètres du modèle d'intégration. Ils partent d'un modèle d'excès de demande comme celui présenté par Fackler et Goodwin<sup>29</sup>, puis s'intéressent à la fonction linéaire<sup>30</sup> :

$$q_{it} = b_i(a_{it} - p_{it})$$

où  $q_{it}$  représente les importations nettes,

$p_{it}$  représente les prix,

$b_i > 0$  est la pente des paramètres,

et  $a_{it}$  est le prix exogène « en situation d'autarcie ».

Ils construisent ensuite un ratio composé d'élasticité croisées-prix entre les différents pays<sup>31</sup> :

$$R_{ijt} = \frac{\partial P_{jt}}{\partial a_{it}} \bigg/ \frac{\partial P_{it}}{\partial a_{it}}$$

ratio sur lequel ils appliquent ensuite l'inférence probabiliste de sorte à hiérarchiser des degrés d'intégration. Ainsi, l'arbitrage se fait sur :  $0 \leq R_{ijt} \leq 1$  où on s'intéresse à l'espérance de cette variable et la probabilité qu'elle prenne une valeur supérieure à 0. Dans la suite de l'article, les auteurs reprennent la discussion sur la pertinence des modèles VAR prolongés maintenant par les fonctions de réponse impulsionnelles. Effectivement, l'arbitrage sur la variable  $R_{ijt}$  correspond à la déclinaison des degrés d'intégration que l'on peut rencontrer entre des marchés parfaitement intégrés (et dont les prix sont alors cointégrés) et des marchés imparfaitement intégrés (comme décrits par les modèles VAR).

Bien sûr, un modèle VAR n'est pas sans inconvénient comme l'indique Fève<sup>32</sup>. Cependant, dans l'analyse d'intégration économique, nombre de ces limites tombent. Fève<sup>33</sup> évoque notamment la forme réduite du modèle VAR. Or, bien que ceci puisse apparaître comme une limite en analyse de politique économique où de grands agrégats sont manipulés, il ne semble pas que cela soit problématique dans l'analyse d'intégration économique dans la mesure où nous recherchons des relations comportementales entre quelques variables issues d'un même phénomène économique. Le problème d'exogénéité soulevé par Fève n'a pas de conséquence dans l'intégration économique. Comme l'a souligné Malinvaud dans *Voies de la recherche macroéconomique* :

« Lorsque les variables d'intervention de la Politique Économique sont considérées comme exogènes (autonomes), alors la forme structurelle n'a plus d'intérêt, seules les réactions entre variables sont à observer ».<sup>34</sup>

Les mécanismes qui favorisent l'intégration économique relèvent bien de cette exogénéité : ce sont bien souvent des mesures de politique économique qui conditionnent *ex ante* l'apparition d'une relation d'intégration.

<sup>28</sup> Fackler, P.L. et Tastan, H., 2008.

<sup>29</sup> *Idem*, p. 996.

<sup>30</sup> *Idem*, p. 996, équation (30).

<sup>31</sup> Fackler, P.L. et Tastan, H., 2008, p. 72.

<sup>32</sup> Fève, P., 2005.

<sup>33</sup> *Idem*, p. 157.

<sup>34</sup> Malinvaud, E., 1991, p. 458.

En revanche, depuis les travaux de Lütkepohl et Reimers en 1992, l'un des intérêts du modèle VAR est de pouvoir être prolongé par une analyse des fonctions de réponse impulsionnelles (les études de chocs). Ces « fonctions » proposent des descriptions temporelles de la dynamique d'un système, d'un phénomène. On introduit de façon exogène un choc (une modification unitaire d'une ou des variables explicatives) dans le système ; on étudie ensuite l'ampleur de la déviation introduite dans le système, au cours du temps. Les modèles VAR proposent l'estimation d'une matrice des variance-covariance qui permet d'étudier le phénomène sous l'aspect dynamique : chaque coefficient est l'expression du lien de causalité entre deux variables à une période de temps. Lütkepohl et Reimers ont eu l'idée d'utiliser l'information contenue dans cette matrice pour rendre compte des interactions temporelles entre les variables : les « fonctions de réponse impulsionnelles ». Sims proposait un modèle capable de révéler les liens temporels entre plusieurs variables mais dans une vision statique :

$$Y_t = \Phi^*(L)Y_t + \varepsilon_t$$

où  $\Phi^*(L)$  est la matrice de taille (n,n) des coefficients  $\phi_{ij}$  telle que  $\Phi(L) = \Phi^*(L) - I$  dans l'écriture autorégressive, avec  $\Phi(L)Y_t = \varepsilon_t$  où  $\Phi(L)$  est une matrice de taille (n,n) de polynômes de retard en L de degré p.

Lütkepohl et Reimers proposent d'extraire cette matrice des coefficients dynamiques, de les rendre indépendants les uns des autres – *via* la décomposition / orthogonalisation de Choleski<sup>35</sup> – et de projeter dans le temps leurs effets sur les différentes variables : on introduit exogènement une modification unitaire de la ou les variable(s) explicative(s) et on contrôle les effets sur l'évolution attendue de la variable à expliquer. En quelque sorte, Lütkepohl et Reimers *mettent en action* les relations causales identifiées dans le modèle VAR de Sims.

Cette extension des modèles VAR est particulièrement intéressante pour parachever l'étude dynamique d'un phénomène. Les coefficients dynamiques obtenus sont ensuite proposés sous forme graphique et présentent la réaction d'une variable sur plusieurs périodes à un choc positif unitaire injecté dans le modèle. Bien que ces coefficients dynamiques soient très souvent d'un poids minime, ils sont intéressants à analyser en termes « qualitatifs » : ils décrivent ainsi une évolution attendue de nature amortie, explosive ou bien neutre, et ce sur une longueur de temps appréciable et définie. Là encore, Fève soulève une difficulté :

*« [...] les estimations des réponses aux chocs sont très sensibles aux choix de spécification (nombre de retards, variables en niveau ou en différence) et sont souvent très peu précises : les intervalles de confiance des réponses sont très larges de sorte que l'exercice quantitatif possède un contenu informatif relativement pauvre. »*<sup>36</sup>

Ce constat n'est pas strictement réservé aux fonctions de réponse impulsionnelles. Toute l'estimation économétrique, parce qu'elle raisonne dans un univers probabiliste, est empreinte, peu ou prou, d'imprécision. Cependant, les « résultats » de ces fonctions, bien que quantitatifs, gagneraient à être utilisés comme « indicateurs » d'évolution, de mouvement, bien plus que comme « valeurs incontestables ». Effectivement, les intervalles de confiance sont souvent larges. Mais, est-ce que pour autant ils empêchent l'économiste de *se faire une idée* sur le degré de réaction du système ? Les modèles VAR et leurs extensions ont été conçus par Sims pour répondre aux faiblesses relatives de la modélisation structurelle. Sims cherchait alors une « autre » voie de modélisation – que l'on a qualifiée abusivement de « non structurelle » – ayant des propriétés *représentatives des comportements* à l'intérieur d'un

<sup>35</sup> Au plan technique, ces coefficients ne sont interprétables qu'après une orthogonalisation de Choleski : cette manipulation rend indépendants les coefficients entre eux et supprime ainsi les effets cumulés exogènes dus à la prise en compte du temps.

<sup>36</sup> Fève, P., 2005, p. 157.

système. Les modèles VAR étaient une réponse à une modélisation temporelle descriptive. Meuriot précise l'intérêt de ce type de modélisation :

« L'intérêt de la modélisation non structurelle, telle qu'elle est exploitée dans un modèle VAR, a pour objectif principal de révéler un ensemble de relations causales au sens de Granger [1969], comme le soulignent Fackler et Krieger [1986]. Elle se différencie de la modélisation classique parce qu'elle exploite *sans contrainte* tous les liens de causalité entre les composantes d'un phénomène, et ce dans un espace temporel. La modélisation VAR respecte à la fois la dimension de mutation intrasystémique et la dimension temporelle que requiert l'investigation causale. Le modèle VAR rapporte des liens de causalité apparus au cours d'une période donnée (la longueur de retard  $P$  sélectionnée) et dans les  $n$  directions possibles (chaque variable est endogène dans une équation du modèle). La combinaison de ces deux aspects, sous lesquels l'information causale est révélée, doit nous permettre de mieux discerner entre causes fictives et causes réelles. »<sup>37</sup>

L'un des avantages que nous pouvons entrevoir dans cette procédure est essentiellement de discerner les différentes formes – et les différents lieux – des mécanismes de transmission de la non intégration jusqu'à l'intégration économique parfaite. Cette analyse dynamique est capable de produire une gradation des mécanismes de transmission à partir du modèle VAR – identification des produits et des marchés en interrelation, délais, degré de pénétration entre les marchés ... –, les fonctions de réponse impulsionnelles révèlent l'impact du mécanisme de transmission et surtout l'incidence temporelle sur les marchés.

## Conclusion

Comme nous l'avons démontré, la cointégration n'est qu'un cas particulier d'intégration économique. Une *relecture* des travaux de Granger et Engle nous a semblé nécessaire pour clarifier ce que l'on entend par cointégration : le sens est avant tout mathématique. En essayant de comprendre pourquoi certains économistes utilisent les tests de cointégration pour vérifier une relation d'intégration économique, nous avons descellé plusieurs écueils. Tout d'abord, l'analogie graphique (donc analytique) entre intégration et cointégration dont nous avons scrupuleusement démontré les limites tant mathématiques qu'économiques. Ensuite, la confusion entre le concept de cointégration et celui d'intégration, mais peut-être aussi l'imprécision des connaissances théoriques dans ces deux domaines. Il est manifeste que la cointégration ne peut représenter qu'un cas particulier d'intégration de marché, lorsque celle-ci est parfaite et stable dans le temps. L'exercice comparatif de Baulch est éclairant.

Un état de l'art en la matière nous a permis de comprendre les différentes étapes théoriques et historiques qui ont conduit à privilégier l'analyse vectorielle autorégressive de Sims prolongée par une étude de fonctions de réponse impulsionnelles (Lütkepohl et Reimers). Il est curieux de constater que cette « méthodologie » soit récurrente dans les travaux de Fackler *et alii* sans qu'elle soit toutefois mise en œuvre empiriquement.

Il est malgré tout regrettable que nombre de publication se limitent à vérifier l'existence d'intégration de marchés et / ou de phénomènes de transmission par les seuls tests de cointégration, la publication valant bien souvent validation. Il est fait trop souvent abstraction

---

<sup>37</sup> Meuriot, V., 2008, p. 51.

de la réflexion sur le sens conceptuel d'une relation de cointégration. De fait, une dynamique de publication risque d'être engendrée quand bien même le raisonnement serait faux. Il reste à craindre un « biais de publication » comme le soulignait Behaghel dès 2006. Il serait dommage que les *spurious cointegrations* évincent la valeur de la théorie de la cointégration. La procédure proposée dans cet article est certainement perfectible, notamment par adjonction des liaisons non linéaires (rappelons que la modélisation VAR est de type linéaire). Cependant, l'intérêt de ce travail est de suggérer une autre méthode – plus en adéquation avec la théorie économique – pour tester les relations d'intégration économique et les phénomènes de transmission.

## Bibliographie

Barret C.B., (1996) « Market Analysis Methods : Are Our Enriched Toolkits Well Suited to Enlivened Markets ? », *American Journal of Agricultural Economics*, LXXVIII-3, p. 825-829.

Barret C.B., (2001) « Measuring Integration and Efficiency in International Agricultural Markets », *Review of Agricultural Economics*, XXIII-1, p. 19-32.

Baulch B. (1997) « Testing for Food Market Integration Revisited », *The Journal of Development Studies*, XXXIII-4, p. 512-534.

Behaghel L., (2006) *Lire l'économétrie*. Paris, La Découverte.

Davies A., (2006) « Testing for international equity market integration using regime switching cointegration techniques », *Review of Financial Economics*, XV-4, p.305-321.

Engle R.F. et Granger C.W.J., (1987) « Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing », *Econometrica*, LV-2, p. 251-276.

Enke S.A., (1951) « Equilibrium among Spatially Separated Markets : Solution by Electrical Analogue », *Econometrica*, XIX, p.40-47.

Fackler P.L. and Goodwin B.K., (2001) « Spatial Price Analysis », *Handbook of Agricultural Economics*. B. L. Gardner and G. C. Rausser. Amsterdam, Elsevier, 1B, p. 971-1024.

Fackler P.L. and Tastan H., (2008) « Estimating the Degree of Market Integration », *American Journal of Agricultural Economics* XC-1, p. 69-85.

Fève P., (2005) « Voies de la modélisation macro-économétrique ? », *Revue française d'économie*, XX-1, p.147-179.

Granger C.W.J., (1969) « Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods », *Econometrica*, XXXVII, p. 424-438.

Granger C.W.J., (1981) « Some Properties of Time Series Data and their Use in Econometric Model Specification », *Journal of Econometrics*, XVI-1, p.121-130.

Granger C.W.J., (1983) « Co-Integrated Variables and Error-Correcting Models », *Unpublished UCSD Discussion Paper n° 83-13*.

Granger C.W.J., (1986) « Developments in the Study of Cointegrated Economic Variables », *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, University of Oxford, XLVIII-3, p. 213-228.

Granger C.W.J., (2004) « Time Series Analysis, Cointegration, and Applications (The Nobel Lecture) », *UCSD Paper 2004-02*.

Granger C.W.J. et Newbold P., (1974) « Spurious regressions in econometrics », *Journal of Econometrics*, Elsevier, II-2, p. 111-120.

Granger C.W.J. et Weiss A.A., (1983) « Time Series Analysis of Error-Correcting Models », In *Studies in Econometrics, Time Series, and Multivariate Statistics*. New York : Academic Press, p. 255-278.

Hamilton J.D., (1990) « Analysis of time series subject to changes in regime », *Journal of Econometrics*, XLV, p. 39-70.

Koyck L.M., (1954) *Distributed Lags and Investment Analysis*, North Holland, Amsterdam.

Lardic S. et Mignon V., (2002) *Économétrie des séries temporelles macroéconomiques et financiers*. Economica.

Lence S. et Falk B., (2005) « Cointegration, market integration, and market efficiency », *Journal of International Money and Finance*, XXIV, p. 873-890.

Lütkepohl H. et Reimers H-E., (1992) « Impulse response analysis of cointegrated systems », *Journal of economics dynamics and control*, XVI, p. 53-78.

Malinvaud E., (1991) *Voies de la recherche macroéconomique*, Ed. Odile Jacob, Paris.

Meuriot V., (2008) « Réflexions méthodologiques sur la modélisation non structurelle : une approche par les modèles vectoriels autorégressifs (VAR) et leurs extensions dynamiques », *Mathématiques et Sciences Humaines*, CLXXXII-2, p.47-62.

Phillips A.W.,(1957) « Stabilization Policy and the Time Forms of Lagged Responses », *Economic Journal*, LXVII, p.265-277.

Ravallion M., (1986) « Testing Market Integration », *American Journal of Agricultural Economics*, LXVIII-1, p.102-109.

Samuelson P.A., (1952) « Spatial Price Equilibrium and Linear Programming », *American Economic Review*, XLII, p.283-303.

Sargan J.D., (1964) « Wages and Prices in the United Kingdom : a Study in Econometric Methodology », In *Econometric Analysis for National Economic Planning*, ed. By P. E. Hart, G. Mills and J. N. Whittaker. London, Butterworths.

Sims C.A., (1972) « Money, income and causality », *American Economic Review* LXII, p. 540-552.

Sims C.A., (1980) « Macroeconomic and Reality », *Econometrica*, XLVIII, p. 1-48.

Takayama T. et Judge G.G., (1971) *Spatial and Temporal Price Allocation Models*. Amsterdam, North Holland.

Yule G.U., (1927) « One method of Investigating Periodicities in Distributed Series with Special Reference to Wolfer's Spot Numbers », *Journal of the Royal Statistic Society*, London, A-226, p.267-298.